



日本の非伝統的金融政策と為替レート

ほそ の 細野 かおる 薫

学習院大学経済学部 教授

【要 旨】

- 本研究は、日本の非伝統的金融政策が為替レートに及ぼす短期および中期の影響を把握することを目的とする。
- そのために、まず2003年4月1日から2024年8月14日までの長短金利を含む金融市場の高頻度データから、因子分析によって金融政策ショックを抽出し、金融政策決定会合決定事項のアナウンス日の為替レートへの影響を推計した。この結果、金融政策ショックの1標準偏差（およそ、長期国債金利の2.5ベースポイント（bp）に相当）の上昇は、円の対ドルレートを15bp、対ユーロレートを12bp上昇させることが明らかになった。
- 次に、金融政策が為替レートに及ぼす数週間から数か月単位の中期的な影響を推計するため、金融政策ショックを操作変数とする local projections（局所予測）に基づき、インパルス応答反応を推計した。この結果、外生的な国内金利の上昇は、円ドルレート、円ユーロレートいずれも有意に上昇させないことが明らかになった。
- 中期的な影響については、国内金利の上昇がさらなる国内金利上昇や外国金利の上昇につながり、短期の効果を相殺することなどが要因と考えられるが、今後さらに頑健性のチェックとそのメカニズムを明らかにしていく必要がある。

1. はじめに

内外の金利差が為替レートと相関することはよく知られている事実である¹。しかし、金融政策が為替レートにどの程度影響するのかを測定することは、容易ではない。第一に、ゼロ金利制約に直面して以降、金融政策は短期金利のコントロールのみならず、中央銀行当座預金残高の増加（量的緩和）、長期国債およびリスク資産の購入、将来の金融政策へのコミットメント（フォワード・ガイダンス）、長期金利のコントロールなどさまざまな政策手段を活用している。こうしたなか、時間を通じて一貫した金融政策ショックをどう整合的に計測するか、といった問題が生じる。第二に、金融政策が為替レートに及ぼす影響を、逆の因果関係や第三の要因を取

り除いて識別しなければならない。例えば、円ドルレートが円安に動けば、国内ではインフレ圧力が高まるので、これに応じて金融引締め予想が広がれば、国内金利は上昇する。あるいは、ドル高に直面した米国において金融緩和予想が広がり、米国金利が低下すれば、日本の国内金利も連動して低下する可能性も考えられる。さらに、原油価格の上昇は経常収支の悪化を通じて円安要因となるが、インフレを通じて国内金利の上昇をもたらす可能性もある。このように、内外の金利と為替レートがさまざまな経路を通じて相互依存するなかで、金融政策ショックが為替レートに及ぼす因果効果を推計する必要がある。第三に、金融政策ショックが為替レートに及ぼす定量的な影響を評価するには、短期的な影響と中長期的な影響を分けて推計する必要がある。本研

¹ 例えば、日米金利差と円ドルレートとの相関については、小川・羅（2025）参照。



【細野薫氏のプロフィール】

略歴 京都大学経済学部卒業、一橋大学博士（経済学）取得。経済企画庁（現内閣府）、名古屋市立大学経済学部助教授、学習院大学経済学部助教授を経て、2004年4月より現職。

専門 金融論、マクロ経済学

主要編著書 細野薫『金融危機のミクロ経済分析』東京大学出版会、2010年（第53回日経・経済図書文化賞受賞）。浅羽茂、宮川努、細野薫（編）『インタングИБルズ・エコノミー』東京大学出版会、2016年。

最近の主要論文 (1) Hosono, K., D. Miyakawa and S. Watanabe (2023), “Pricing Implications of Intervention and Debt Management in the Primary Market of Japanese Government Bonds,” *Pacific-Basin Finance Journal*: 77, 101918. (2) Hosono, K., M. Hotei and D. Miyakawa (2024), “The Interaction of a Size-Dependent Tax Policy and Financial Frictions: Evidence from a Tax Reform in Japan,” *Small Business Economics*: 63, 1293–1320. (3) Uesugi, I., D. Miyakawa, K. Hosono, A. Ono, and H. Uchida (2024), “The Collateral Channel versus the Bank Lending Channel: Evidence from a Massive Earthquake,” *Journal of Banking and Finance*, 107315.

究は、これらの問題を克服するために近年発達してきたいくつかの手法を、日本の金融政策に応用することにより、日本の金融政策ショックが短期および中期的に為替レートに及ぼす影響を定量的に把握することを目的とする。ここで、短期とは金融政策が決定された当日、中期とは数週間から数か月の期間を指す。

このため、第一に、長短金利を含むさまざまな金融市場における高頻度データを用い、金融政策決定会合のアナウンス前後の利回りの変化によって、金融政策ショックを識別する。これによって、量的緩和、長期国債の購入、フォワード・ガイダンス、イールドカーブ・コントロールなどさまざまな金融政策手段による金融政策ショックを把握することが可能になる。サンプル期間は、2003年4月1日から2024年8月14日までである。第二に、計測された金融政策ショックが、短期的にどの程度名目為替レート（円ドルレートおよび円ユーロレート）を変化させるかを、金融政策決定会合のアナウンス日のデータを用いて推計する。サンプルをアナウンス日に限ることにより、他の要因をできるだけ排除することができる。第三に、金融政策ショックが中期的に名目為替レートに及ぼす影響を測るため、週次データを用いて、金融政策ショックを操作変数、ユーロ円 TIBOR 3 か月物を内生変数とした、local projec-

tions（局所予測）に基づくインパルス応答関数を推計する²。外生的な金融政策ショックを操作変数に使うことで、逆の因果関係や第三の要因をできる限り排除できる。

推計の結果、以下の2点が明らかになった。まず、短期的には、金融政策ショックの1標準偏差（およそ、長期国債金利の2.5ベシスポイント（bp）に相当）の上昇は、円の対ドルレートを15bp、対ユーロレートを12bp 上昇させる。第二に、中期的には、外生的な TIBOR 金利3か月物の上昇は、対ドル、対ユーロのいずれに対しても、有意に円を増価させる効果を持たない。これは、金融政策ショックによる国内金利の上昇は、さらなる国内金利の上昇や外国金利の上昇につながり、短期の効果を打ち消すことによるものと考えられる。

以下、第2節では、ゼロ金利制約に直面した1999年以降の日本の金融政策を簡単に振り返りつつ、金融政策ショックの計測方法について説明する。第3節と第4節では、本章で用いるデータと推計方法を提示する。第5節で推計結果を提示し、第6節で結果のまとめと今後の課題を示す。

2. 金融政策ショックの識別

日本の金融政策は、表1に記載の通り、ゼロ金利制約に直面して以降、非伝統的金融政策と呼ばれる

² TIBOR (Tokyo Interbank Offered Rate) は、東京における主要銀行間の取引金利であり、ユーロ円 TIBOR はオフショア市場の実勢を反映している。

Local projections（局所予測）は、VAR（ベクトル自己回帰）モデルのように多変数動学体系を推計し将来に外挿するのではなく、将来の各時点における局所的な予測をするものであり、定式化の誤りに対して頑健であるなどの利点がある（Jordà, 2005）。

表1 日本銀行による主な金融政策の変更（1999年2月から2024年7月）

年	月	日	時	分	政策変更	分類
1999	2	12	17	34	コールレートの誘導目標を当初0.15%、その後一層の低下（ゼロ金利政策）	緩和
2001	3	19	17	27	金融政策の操作目標を日本銀行当座預金に変更（量的緩和）。消費者物価指数（全国、除く生鮮食品）の前年比上昇率が安定的にゼロ%以上となるまで、継続	緩和
2006	3	9	14	7	量的緩和からゼロ金利に変更	引締
2006	7	14	13	30	コールレート引上げ（0→0.25%）	引締
2008	12	19	14	0	追加緩和（コールレート0.3→0.1%）	緩和
2010	10	5	13	33	包括的金融緩和	緩和
2012	2	14	12	38	物価1%目標	緩和
2013	1	22	12	42	2%の物価目標と14年からの無期限緩和導入	緩和
2013	4	4	13	35	量的・質的金融緩和を導入	緩和
2014	2	18	12	23	貸出増加支援制度の規模を2倍にし1年間延長	緩和
2014	10	31	13	39	追加金融緩和を決定	緩和
2015	12	18	12	45	量的・質的金融緩和補完	緩和
2016	1	29	12	31	マイナス金利導入	緩和
2016	7	29	12	37	ETF 買入額6兆円に増額	緩和
2016	9	21	12	58	イールドカーブコントロールに目標変更	緩和
2018	7	31	12	56	長期金利の変動幅拡大（±0.2%程度）	引締
2020	3	16	13	59	コロナ企業金融支援特別オペの導入	緩和
2020	4	27	12	1	CP・社債等買入れの増額等	緩和
2021	3	19	12	32	長期金利の変動幅を±0.25%程度と明確化	引締
2024	3	19	12	28	コールレートを誘導目標に。0～0.1%程度	引締
2024	7	31	12	49	コールレート誘導目標を0.25%程度に引き上げ	引締

（注）時刻は、アナウンス時を示す。緩和・引締の分類は、筆者の判断に基づく。

出所：日本銀行ウェブサイト <https://www.boj.or.jp/>。

ような、多様な操作目標および政策手段が用いられてきた。これらは主に、(1)短期または長期金利の操作（ゼロ金利政策、マイナス金利政策およびイールドカーブ・コントロール）、(2)量的指標の操作（量的緩和政策における日本銀行当座預金残高、量的質的緩和におけるマネタリーベース）、(3)フォワード・ガイダンス（量的質的緩和およびオーバーシュート型コミットメントにおける2%の消費者物価上昇率等）に大別できる³。このうち、量的指標の操作については、二つの効果が想定される。一つは、中央銀行が大量の資産を購入することにより、

フォワード・ガイダンスで明らかにした将来の金融緩和へのコミットメントをクレディブル（信用できるもの）にする効果である（Krugman, 1998）。この場合、将来の短期金利が低位であるという予想が強まることから、中期および長期の金利が低下する。もう一つは、特定の年限に投資する投資家が存在し（特定期間選好仮説）、かつ、年限間の裁定取引が不完全な場合には、中央銀行がある年限の債券（例えば長期国債）を購入することで、その年限の利回りを低下させる効果である（アフィン型期間構造モデル）⁴。いずれの効果においても、中期および

³ この他、量的質的緩和において導入されたETFおよびJ-REITの購入は、リスク・プレミアムの低下を狙ったものであるが、本研究では、リスプレミアムを通じた為替レートへの影響は考慮しない。

⁴ アフィン型期間構造モデルとその実証については、Vayanos and Vila (2021), Hamilton and Wu (2012), D'Amico and King (2013), Koeda (2017), Hayashi (2018), Hattori (2020), Hosono et al. (2023) 参照。

長期の利子率が低下する。したがって、非伝統的金融政策の多くは、短期、中期、長期の利子率の低下をもたらすと考えられる。

こうした根拠に基づき、Nakamura, Sudo, and Sugisaki (2024), Nakashima, Shibamoto, and Takahashi (2024), Kubota and Shintani (2022) は、長短金利を含むさまざまな金融市場における高頻度データを用い、金融政策決定会合のアナウンス前後の利回りの変化によって、金融政策ショックを識別している。本研究では、こうした先行研究に従い、データの入手可能性も考慮して、日経 NEEDs Financial Quest より、①3 カ月ユーロ円 TIBOR 現物、②3 カ月ユーロ円 TIBOR 先物、③日経国債インデックス短期、④日経国債インデックス中期、⑤日経国債インデックス長期の利回りの5系列を主成分分析にかけて、その第一主成分の対前営業日階差を金融政策ショックとする。

また、金融政策決定会合の決定事項にしたがって、緩和ダミー（緩和方向の政策決定の際に1を取るダミー）および引締めダミー（引締め方向の政策決定の際に1を取るダミー）を、金融政策ショックの代わりに用いる。ただし、金融政策ショックと異

なり、緩和ダミーおよび引締めダミーは、事前に政策変更が予想されていた場合には、必ずしもショックを捉えるのに適切ではない。例えば、より大幅な緩和が予想されていたにもかかわらず、小幅な緩和がアナウンスされた場合、金融政策ショックはプラスの値（引締めショック）を取る一方、緩和ダミーは1を取ることになる。しかし、為替レートは前日まで大幅な緩和予想に基づいて決まってい、アナウンス当日は引締め方向のショックとして反応するだろう。したがって、為替レートの変化率への影響を捉えるためには、当日のサプライズを反映する金融政策ショックの方が望ましいと考えられる。

3. データ

本研究で用いる為替レート変化率は、日中の9時から17時の対数差分である。例えば、

$$\text{円ドルレート変化率} = -(\ln(\text{円/ドル } 17\text{時}) - \ln(\text{円/ドル } 9\text{時}))$$

である。円ユーロレート変化率およびドルユーロレート変化率も同様に定義する。円ドルレート変化率および円ユーロレート変化率がプラスであれば、

表2 データ一覧

変数	出典
金融政策ショック	
3 カ月ユーロ円 TIBOR 現物	日経 NEEDs Financial Quest
3 カ月ユーロ円 TIBOR 先物	日経 NEEDs Financial Quest
日経国債インデックス短期	日経 NEEDs Financial Quest
日経国債インデックス中期	日経 NEEDs Financial Quest
日経国債インデックス長期	日経 NEEDs Financial Quest
緩和ダミー・引締めダミー	日本銀行ホームページより筆者作成
為替レート	
円ドルレート変化率	日経 NEEDs Financial Quest
円ユーロレート変化率	日経 NEEDs Financial Quest
ドルユーロレート変化率	日経 NEEDs Financial Quest
コントロール変数	
米国3 か月物 T-Bill 利回り	Federal Reserve Economic Data
ドイツ3 か月物国債利回り	Investing.com

円高方向への変化を示し、ドルユーロレート変化率がプラスであれば、対ユーロに対しドル高方向への変化を示す。

金融政策ショックと為替レート変化率以外に、中期の分析では、コントロール変数として、米国の3か月物 T-Bill 利回り、ドイツの3か月物国債利回りを用いる。表2は、データの一覧とその出所を示す。

サンプル期間は、量的緩和導入後の2003年4月1日から直近の2024年8月14日までである。短期の分析では、この期間の金融政策決定会合日の日次データをサンプルとする。中期の分析では、金融政策ショック以外の変数は、週次データに集計するため、日次データの週内平均値の前週平均値からの階差を取る。金融政策ショック変数については、金融政策決定会合のない週はゼロ、同会合のある週は当該週平均値の前週平均値からの階差を取る。

4. 分析手法

4.1 短期分析

短期分析では、金融政策ショックが当日の名目為替レートに及ぼす効果を推計する。例えば、円ドルレート変化率に与える影響を推計する場合は、以下の式を最小二乗法（OLS）で推計する。

$$\Delta\left(\frac{USD}{JPY}\right)_t = \alpha + \beta MP\text{SHOCK}_t + u_t \quad (1)$$

ここで、被説明変数は第3節で定義した円ドルレート変化率であり、説明変数は第2節で説明した金融政策ショック、すなわち、主成分分析に基づく第一主成分の階差である。これとは代替的に、緩和ダミー・引締めダミーも用いる。円ユーロレート変化率への影響を推計する場合は、(1)式の被説明変数を円ユーロレート変化率に置き換える。さらに、プラセボテストとして、ドルユーロレート変化率を被説

明変数に用いた推計も行う。日銀の金融政策ショックが外生的であれば、当日のドルユーロレートには影響しないはずである。

用いるサンプルは、金融政策決定会合日（サンプル期間中、252日）に限定する。これによって、米国の金融政策の変化など、円ドルレートに与える他の影響をできるだけ排除する。日本銀行の金融政策決定会合のアナウンス日は連邦公開市場委員会（FOMC）および欧州中央銀行（ECB）政策理事会のアナウンス日と日程が重なっていないので、FOMCやECBの金融政策ショックはコントロールしない。

4.2 中期分析

中期分析では、操作変数法による local projections（局所予測）モデルに基づき、累積インパルス応答関数を推計する⁵。円ドルレート変化率の場合、各予測期間 $h = 1, \dots, H$ について、以下の(2)式を推計する。

$$\Delta\left(\frac{USD}{JPY}\right)_{t+h} = \alpha_h \Delta R_t^{JP} + \mathbf{w}_t' \boldsymbol{\gamma} + u_{t+h} \quad (2)$$

ここで、 ΔR_t^{JP} は3か月ユーロ円 TIBOR 現物利回りの対前営業日階差、 $\mathbf{w}$ はコントロール変数で、円ドルレート変化率の1期から4期までのラグ値である。ここで、 ΔR_t^{JP} の操作変数として、金融政策ショックを用いる。これにより、外生的な ΔR_t^{JP} の変動が円ドルレートに及ぼす効果を測定することができる。週次データを用い、予測期間の最大値は $H=24$ 期とする。また、(2)式の被説明変数を円ユーロレート変化率に置き換えた推計も行う。

さらに、頑健性チェックとして、米国金利が円ドルレートに及ぼす影響を考慮するため、応答変数を円ドルレート変化率と米国3か月物 T-Bill 利回り階差の2変数とし、これらの1期から4期までのラグ

⁵ 操作変数法による local projections の推計については、例えば Jordà, Ò., and A. M. Taylor (forthcoming) 参照。

表3 記述統計量（短期分析）

変数	観測値数	平均	標準偏差	最小	最大
金融政策ショック	252	-0.002	0.054	-0.235	0.282
円ドルレート変化率	252	0.000	0.006	-0.035	0.032
円ユーロレート変化率	252	0.000	0.006	-0.029	0.033
ドルユーロレート変化率	252	0.000	0.003	-0.010	0.014
緩和ダミー	252	0.052	0.222	0	1
引締ダミー	252	0.024	0.153	0	1

表4 推計結果（短期分析）

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VARIABLES		$\Delta USD/JPY$	$\Delta EURO/JPY$	$\Delta USD/JPY$	$\Delta EURO/JPY$	$\Delta USD/EURO$
dspl	金融政策ショック	0.0272*** (3.933)	0.0225*** (3.106)			-0.00478 (-1.440)
tight	引締ダミー			-0.000413 (-0.164)	-0.000193 (-0.0740)	
ease	緩和ダミー			-0.00355** (-2.046)	-0.00383** (-2.135)	
Constant	定数	0.000206 (0.551)	-0.000143 (-0.365)	0.000352 (0.882)	1.97e-05 (0.0477)	-0.000346* (-1.924)
Observations	観測値数	252	252	252	252	252
R-squared	自由度調整済 R ²	0.058	0.037	0.017	0.018	0.008

() 内は t 値。*** は限界有意水準 (p 値) が 1 % 未満、** は 5 % 未満、* は 10 % 未満。

をコントロール変数とする推計も行う。同様に、応答変数を円ユーロレート変化率とドイツ 3 か月物国債利回り階差の 2 変数とし、これらの 1 期から 4 期までのラグをコントロール変数とする推計も行う。

5. 推計結果

5.1 短期分析

表 3 は、短期分析に用いるデータ（金融政策決定会合のアナウンス日における日次データ）の記述統計量である。金融政策ショックは、サンプル期間中、緩和方向の政策決定が多いことから、平均値はマイナスである。他方、円ドルレート変化率および円ユーロレート変化率の平均値はゼロである。

表 4 は、(1) 式の推計結果を示す。(1)、(2) 列はそれぞれ円ドルレート変化率、円ユーロ変化率を被説明変数とし、金融政策ショックを説明変数とした推計

結果である。いずれの為替レートに対しても、金融政策ショックの係数はプラスで有意である。定量的には、金融政策ショック変数が 1 標準偏差 (0.054) 上昇すると、円ドルレートは 15bp ($=0.054 \times 0.0272 \times 10000$)、円ユーロレートは 12bp ($=0.054 \times 0.0225 \times 10000$) 上昇する。これらはそれぞれ、同会合アナウンス日の円ドルレート変化率および円ユーロレート変化率の標準偏差の 24%、19% に相当する。また、金融政策ショックを作成するための主成分分析に基づく第一主成分（この対前営業日階差が金融政策ショック変数である）を長期国債金利 (%) に単回帰すると係数は 2.145 と推計されるので、金融政策ショック変数の 1 標準偏差 (0.054) は、長期国債金利の 2.5bp ($=0.054/2.145 \times 100$) の上昇に相当する。

(3)、(4) 列はそれぞれ円ドルレート変化率、円ユー

ロ変化率を被説明変数とし、緩和ダミー・引締めダミーを説明変数とした推計結果である。引締めダミーの係数は有意ではないが、緩和ダミーの係数はマイナスで有意である。平均的に、緩和方向の政策決定を行った当日には、円ドルレートは36bp、円ユーロレートは38bp 下落することがわかる。

最後に、(5)列は、プラセボテストとして、ドルユーロレート変化率を被説明変数、金融政策ショックを説明変数とした推計結果である。予想通り、金融政策ショックの係数は有意ではない。

5.2 中期分析

表5は、中期分析に用いる週次データの記述統計量である。日次データと同様、金融政策ショックの平均値はマイナス、円ドルレート変化率および円ユーロレート変化率の平均値はゼロである。

図1 A, Bの左側のパネルはそれぞれ、外生的な3か月物ユーロ円 TIBOR の上昇が、円ドルレートおよび円ユーロレートに与えるインパルス応答関数を示す⁶。これによると、円ドルレートおよび円ユーロレートいずれに対しても、有意な正（円高方向）の影響は見られない。図は省略するが、頑健性チェックとして、米国3か月物 T-Bill 利回り階差あるいはドイツ3か月物国債利回り階差を反応変数に加えた場合も、同様の結果であった。外生的な国内

金利の上昇が有意な為替レートの上昇をもたらさなかった要因の一つは、金融引締め（緩和）ショックがさらなる引締め（緩和）につながり、短期の効果を打ち消すことによると考えられる。実際、図1 A, Bの右側のパネルは、3か月物ユーロ円 TIBOR の上昇（下落）ショックは、その後さらなる上昇（下落）をもたらすことを示している。さらに、図は省略するが、米国3か月物 T-Bill 利回り階差を内生変数に加えた推計では、3か月物ユーロ円 TIBOR の上昇が、有意ではないものの米国3か月物 T-Bill 利回りの上昇をもたらすことが確認できた。こうした金利の国際的波及も、国内金利が有意な為替レートの上昇をもたらさなかった要因となった可能性がある。

中期的には、外生的な国内金利の上昇が円高をもたらさないという本研究の結果は、一見、内外の金利差が為替レートと相関するという定型化された事実と反するように見える。しかし、ここでは、金融政策ショックを操作変数として用いることにより、外生的な国内金利（3か月物ユーロ円 TIBOR）の上昇の効果を測定しているという点に注意すべきである。操作変数法を使わない local projections によって推計された円ドルレートのインパルス応答関数を見ると（図は省略）、3週まで有意にプラスの反応が見てとれる⁷。この結果は、ある程度定型化された事実と整合的だが、必ずしも外生的な国内金

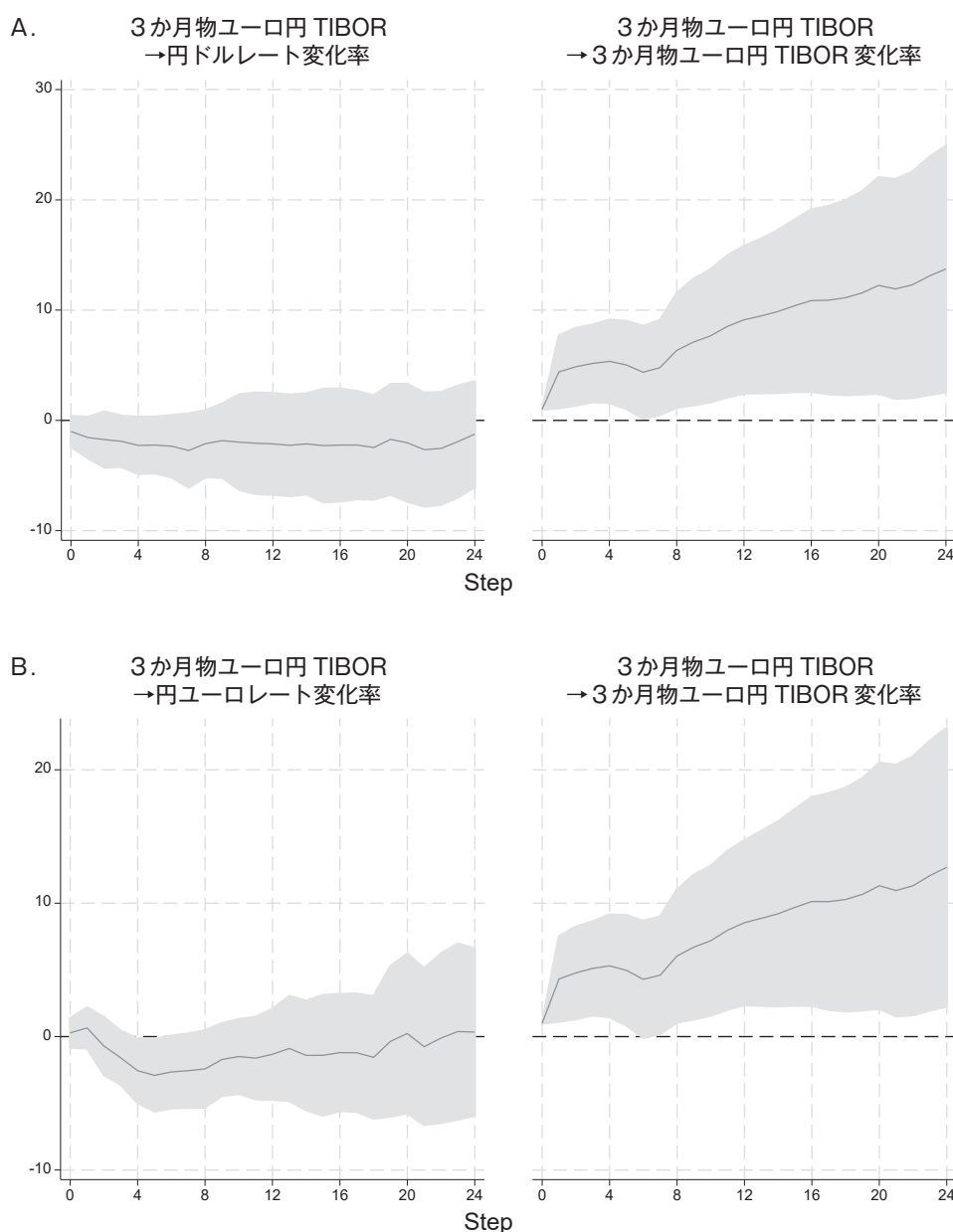
表5 記述統計量（中期分析）

変数	観測値数	平均	標準偏差	最小	最大
金融政策ショック	1,111	-0.001	0.041	-0.609	0.387
円ドルレート変化率	1,111	0.000	0.011	-0.038	0.043
円ユーロレート変化率	1,111	0.000	0.013	-0.053	0.096
3か月ユーロ円 TIBOR 現物階差	1,111	0.000	0.009	-0.134	0.071
米国3か月物 T-Bill 利回り階差	1,111	0.004	0.077	-0.901	0.444
ドイツ3か月物国債利回り階差	973	0.002	0.069	-0.650	0.379

⁶ 図1では、為替レートや金利の階差への累積インパルス応答関数を示す。これは、為替レートや金利の水準への影響を示している。

⁷ 円ユーロレートで同様の推計を行うと、金融政策ショックの当該週のみプラスで有意であった。

図1 累積インパルス応答関数（操作変数法 local projections による）



（注）実線は累積構造インパルス応答関数、シャドウはその95%信頼区間を示す。

利の上昇の効果とは言えず、逆の因果関係や見せかけの相関を示している可能性がある。また、この場合においても、3週目以降は有意ではないことは、国内金利の為替レートの影響は、中期的には有意ではないという本研究の結果と整合的である。

6. 結 論

本研究は、過去20年余にわたる非伝統的金融政策ショックを、長短金利を含む金融市場の高頻度データから因子分析によって抽出し、その為替レートに及ぼす影響を推計した。この結果、金融政策決定会

合決定事項のアナウンス日当日の為替レートには定量的に無視できない影響を与えるものの、数週間から数か月単位の中期では、有意な影響は見られなかった。中期的な影響については、国内金利の上昇がさらなる国内金利上昇や外国金利の上昇につながり、短期の効果を相殺することなどが要因と考えられるが、今後さらに、異なる手法による頑健性のチェックを行うとともに、短期の効果を相殺するメカニズムを明らかにしていく必要がある。

参考文献

- 小川英治・羅鵬飛（2025）「円安の背景～内外金利差とグローバルリスク～」日経研月報 2025.2-3月号, p.30-39。
- D'Amico, S., King, T.B., 2013. Flow and stock effects of large-scale treasury purchases: evidence on the importance of local supply. *Journal of Financial Economics* 108, 425-448.
- Hamilton, J.D., Wu, J.C., 2012. The effectiveness of alternative monetary policy tools in a zero lower bound environment. *J. Money Credit Bank.* 44(1), 3-46.
- Hattori, T., 2020. The effect of quantitative and qualitative easing with yield curve control on the term structure of interest rates: evidence from micro-level data. *Economics Letters* 195, 109347.
- Hayashi, F., 2018. Computing equilibrium bond prices in the Vayanos-Vila model. *Research in Economics* 72, 181-195.
- Hosono, K., Miyakawa, D., and Watanabe S., 2023. Pricing implications of intervention and debt management in the primary market of Japanese government bonds. *Pacific-Basin Finance Journal* 77, 101918.
- Jordà, Ò., 2005. Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American Economic Review* 95(1), 161-182.
- Jordà, Ò., and Taylor, A.M., forthcoming. Local projections. *Journal of Economic Literature*.
- Koeda, J., 2017. Bond supply and excess bond returns in zero-lower bound and normal environments: evidence from Japan. *Japanese Economic Review* 68, 443-457.
- Krugman, P., 1998. It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap. *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 137-205.
- Nakashima, K., M. Shibamoto, and K. Takahashi, 2024. Identifying Quantitative and Qualitative Monetary Policy Shocks. *International Journal of Central Banking* 20(3), 1-61.
- Nakamura F., Sudo N., Sugisaki, Y., 2024. Assessing monetary policy surprises in Japan by high frequency identification. *Journal of the Japanese and International Economies* 71, 101300.
- Kubota, H. and M. Shintani, 2022. High-Frequency Identification of Monetary Policy Shocks in Japan. *Japanese Economic Review* 73(3), 483-513.
- Vayanos, D., Vila, J.L., 2021. A preferred-habitat model of the term structure of interest rates. *Econometrica* 89(1), 77-112.